

Tipo de cambio, posiciones netas de los especuladores y el tamaño del mercado de futuros del peso mexicano

Leonardo Egidio Torre Cepeda y Olga Provorova Panteleyeva*

Fecha de recepción: 5 de diciembre de 2005; fecha de aceptación: 13 de septiembre de 2006.

Resumen: El trabajo analiza la relación entre el tipo de cambio “peso mexicano/dólar estadounidense” y las posiciones netas de los especuladores en el mercado de contratos de futuros del peso mexicano en el Chicago Mercantile Exchange, a la luz del enfoque de microestructura para la determinación del tipo de cambio. Para el periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005, se muestra que esta relación no ha sido estable debido a un rápido crecimiento del mercado de futuros del peso. Esto implica que todo esfuerzo encaminado a utilizar esta relación para realizar pronósticos del tipo de cambio deberá considerar este hecho.

Palabras clave: tipo de cambio, posiciones netas de especuladores, enfoque de microestructura, flujo de órdenes, mercado de futuros.

Abstract: The paper analyzes the relationship between the Mexican peso/USD exchange rate and the net positions of speculators in the peso futures market at the Chicago Mercantile Exchange within the microstructure approach to exchange rate determination. For the period January 5th, 1999-November 1st, 2005, it is shown that the relationship has not been constant due to the fast growth in the peso futures market. This implies

* Leonardo Egidio Torre Cepeda es doctor en Economía, profesor titular de Finanzas Internacionales de la Facultad de Economía de la UANL y gerente de Estudios Económicos de CEMEX-México. Dirección postal: Facultad de Economía, UANL, Loma Redonda 1515 Pte., Col. Loma Larga, Monterrey, N. L. Tels.: (81) 83-29-41-50, (81) 83-28-33-28. Correo electrónico: ltorre@faeco.uanl.mx y leonardoegidio.torre@cemex.com. Olga Provorova Panteleyeva es licenciada en Economía y economista asociado junior en el Área de Precios de Transferencia de Baker & McKenzie. Dirección postal: Baker & McKenzie Abogados, S. C. Oficinas en el Parque, Torre I - Piso 10, Blvd. Antonio L. Rodríguez 1884 Pte., Col. Santa María, Monterrey, N. L. Tel.: (81) 83-99-13-77. Correo electrónico: Olga.Provorova@bakernet.com.

Los autores agradecen los comentarios del licenciado Gerardo Cruz, la doctora Lourdes Treviño y dos dictaminadores anónimos. Todos los errores en el documento, sin embargo, son responsabilidad de los autores.

that any effort to forecast the peso/USD exchange rate exploiting this relationship must consider this fact.

Keywords: exchange rate, net positions of speculators, microstructure approach, order flows, futures market.

Clasificación JEL: F31, F32, F39.

Introducción

La identificación de los factores que expliquen las fluctuaciones del tipo de cambio en un régimen de libre flotación ha sido y es una preocupación constante entre los economistas. Aunque los esfuerzos en esta búsqueda son muy variados, es evidente que el “enfoque de flujos” y el “enfoque del mercado de activos” para la determinación del tipo de cambio son los que han marcado la pauta en el debate sobre los determinantes de esta importante variable económica.¹

El primer enfoque supone que los flujos de oferta y demanda de divisas provienen principalmente de los flujos de exportaciones e importaciones de bienes y servicios. En este marco, un incremento en el flujo de exportaciones de la economía doméstica aumenta el flujo de oferta de divisas, lo que genera presiones de apreciación sobre la moneda local; mientras que una disminución en el flujo de las exportaciones reduce el flujo de oferta de divisas y, con ello, presiona la moneda doméstica a la depreciación. De acuerdo con este enfoque de flujos, el papel del tipo de cambio es el de mantener en equilibrio la balanza de pagos.²

El enfoque del mercado de activos, por su parte, reconoce que la demanda de divisas no proviene únicamente de los flujos de exportaciones e importaciones de bienes y servicios, sino también de las preferencias por mantener moneda local respecto a moneda extranjera (modelos monetarios, que suponen perfecta movilidad de capitales y perfecta sustitución de activos), así como por la compra y venta de activos financieros que se intercambian internacionalmente (modelos de balance de cartera, que suponen perfecta movilidad de capitales pero imperfecta sustitución de activos).³

Estos atractivos e intuitivos enfoques, sin embargo, han mostrado

¹ Para un ejemplo de la popularidad de estos modelos, véase el artículo de Hal Varian en *The New York Times*, 3 de junio de 2004.

² Para una exposición de este enfoque, véase Harberger (1985, 1989).

³ Exposiciones teóricas de estos modelos se encuentran en Isard (1995) y Vitale (2003). Para el análisis empírico de los mismos véanse, por ejemplo, Meese y Rogoff (1983) y Frankel y Rose (1994).

dos importantes limitaciones en el terreno empírico. Por un lado, al estar fundamentados en variables cuya frecuencia de información es mensual, trimestral o anual, enfrentan dificultades para pronosticar movimientos del tipo de cambio para mayores frecuencias (esto es, intradía, diaria o semanal). La otra, y sin duda la más importante, es que su capacidad predictiva ha demostrado ser muy baja, por no decir nula.⁴

No obstante, en fechas recientes ha ganado fuerza un nuevo enfoque para la determinación del tipo de cambio en el corto plazo que hace frente a estas dos reconocidas deficiencias de los enfoques tradicionales.⁵ A este enfoque, que debemos considerar como complementario a los ya existentes, se le conoce como el “enfoque de microestructura”, y se concentra en el proceso y resultados del intercambio en los mercados de contratos de futuros de las divisas, poniendo especial atención a la estructura de las transacciones del mercado de más corto plazo y al impacto de dicha estructura sobre la determinación de los precios de las divisas.⁶ En particular, el enfoque de microestructura asocia la información sobre el número de posiciones netas de los especuladores en el mercado de futuros de una moneda —que normalmente se encuentra disponible con frecuencia semanal y en algunos casos diaria— y las fluctuaciones del tipo de cambio. Las posiciones netas de los especuladores, conviene apuntar, son *la diferencia* entre el número de contratos vigentes de venta y el número de contratos vigentes de compra de una divisa en un mercado de futuros.⁷

En el presente trabajo nos apoyamos en este nuevo enfoque de corto plazo para la determinación del tipo de cambio y en información de los contratos de futuros sobre el peso mexicano que se negocian en el Chicago Mercantile Exchange (CME), con dos objetivos en mente. El primero es someter a prueba la hipótesis de que las posiciones netas del

El enfoque monetario y el enfoque de balance de cartera en un principio llegaron a ser vistos como “enfoques alternativos”, aunque posteriormente fueron convenientemente fusionados, de tal forma que hoy día se consideran enfoques “complementarios” para el estudio de la determinación del tipo de cambio; véase Frankel (1981).

⁴ Meese y Rogoff (1983), en su revisión de los modelos del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio, resumen que la proporción de las variaciones en el tipo de cambio explicada por estos modelos es cercana a cero.

⁵ En realidad, existe una gran variedad de enfoques que intentan explicar las fluctuaciones del tipo de cambio nominal. Para una muestra de estos otros enfoques, véanse, por ejemplo, Wright (2003) y Zivot (1997).

⁶ Se entiende por estructura del mercado el carácter de la información que éste contiene, es decir, si la información es pública, privada o ambas, lo que a su vez depende de los diferentes tipos de participantes que la generan y de las reglas e instituciones que rigen el mercado.

⁷ En la literatura en inglés, a las posiciones netas se les conoce como *order flow*.

peso en manos de los especuladores contribuyen a explicar las fluctuaciones semanales del tipo de cambio “pesos mexicanos por dólar estadounidense”.⁸ El segundo objetivo es mostrar si esta relación ha sido o no estable en el tiempo.

El trabajo está organizado como sigue. La primera sección describe brevemente la estructura y el funcionamiento de un mercado de contratos de futuros de divisas, el tipo de información que éste provee y la relación entre las fluctuaciones semanales del tipo de cambio y las posiciones netas de los contratos de futuros del peso mexicano en el CME.⁹ La segunda sección introduce el enfoque de microestructura de determinación del tipo de cambio, que es el que formaliza el vínculo entre las posiciones netas y las fluctuaciones semanales del tipo de cambio en un marco de corto plazo. La tercera sección presenta nuestro análisis econométrico de la relación entre las variaciones semanales del tipo de cambio y las posiciones netas de los contratos de futuros del peso en el CME, empleando información para el periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005. En esa misma sección presentamos también los resultados de un análisis de regresiones recursivas, que busca determinar si la relación entre las variables aludidas durante el periodo en cuestión se ha mantenido o no estable. La cuarta sección presenta las conclusiones.

I. Mercado de futuros del peso: definiciones y desarrollo reciente

Esta sección introduce algunas definiciones básicas para entender el funcionamiento de un mercado de contratos de futuros de divisas; describe brevemente la evolución y la estructura del mercado de contratos de futuros del peso en el CME, y realiza un análisis exploratorio de la relación entre las posiciones netas de los especuladores del peso en el CME y el tipo de cambio.¹⁰ La intención de esta sección es, por tanto, establecer las relaciones empíricas que justifiquen la aplicación del enfoque de microestructura para entender las fluctuaciones del tipo de cambio en el corto plazo.

⁸ En lo que resta de este trabajo, nos referiremos al peso mexicano simplemente como peso, y al dólar estadounidense como dólar. El tipo de cambio peso/dólar empleado en todo el trabajo es el tipo de cambio 48 horas cierre a la venta del Banco de México.

⁹ El CME libera información cada semana sobre las posiciones netas de los especuladores dentro de los contratos de futuros del peso mexicano.

¹⁰ La organización de los mercados de futuros de divisas es similar a la de otros mercados de futuros. No obstante, dado que nuestro interés es el tipo de cambio, esta sección hará referencia exclusivamente al mercado de contratos de futuros de las divisas.

I.1. Posiciones largas, posiciones cortas, posiciones netas e interés abierto

Los contratos de futuros de una moneda “x” son contratos estandarizados de compra o de venta que garantizan la entrega o pago de una cantidad determinada de dicha moneda “x” en una fecha futura bien especificada. Estos contratos son emitidos y negociados en mercados organizados y centralizados que están abiertos a cualquier agente económico que cumpla con un mínimo de requisitos de entrada.

A los contratos vigentes de compra de una moneda “x” (en nuestro caso, pesos) se les conoce como *posiciones largas*, mientras que a los contratos vigentes de venta de dicha moneda se les denomina *posiciones cortas*.

A la suma de todos los contratos vigentes, esto es, a la suma de todas las posiciones largas vigentes y todas las posiciones cortas vigentes, se le llama *interés abierto*, mientras que a la diferencia entre el total de posiciones largas vigentes y el total de posiciones cortas vigentes se le denomina *posiciones netas*.

I.2. Clasificación de participantes en los mercados futuros de divisas

Aunque en el mundo existe una gran cantidad de mercados donde se negocian contratos de futuros de monedas, en este trabajo nos concentramos en el CME por dos razones principales. La primera es que éste es el único mercado donde se negocian contratos de futuros del peso.¹¹ La segunda obedece a que este mercado libera información de manera gratuita sobre las operaciones de compra y venta realizadas por los agentes que en él participan.

En el CME, los contratos de futuros de la moneda mexicana, introducidos el 25 de abril de 1995, tienen un valor nominal de 500 000 pesos y están especificados con madurez de hasta 13 meses a partir de la fecha de contratación, más otros dos contratos con vencimiento en los meses que cierran los dos ciclos trimestrales próximos al último contrato mensual.¹²

La información sobre el número de contratos vigentes (posiciones cortas y largas) del peso en el CME —y de los contratos para todas las otras monedas que allí se negocian— se publica una vez por semana en

¹¹ En México, el MexDer ofrece contratos de futuros para el dólar estadounidense, los cuales serían el inverso de los contratos de futuros del peso mexicano de CME. Esta información no la utilizamos ya que no está disponible gratuitamente. Sin duda, disponer de esta información del MexDer sería muy útil para realizar un análisis similar al que presentamos en este trabajo.

¹² Los meses que cierran los ciclos trimestrales son marzo, junio, septiembre y diciembre.

el *Commitments of Traders Report*, que libera normalmente cada viernes la U.S. Commodity Futures Trading Commission (CFTC) de Estados Unidos. Dicho reporte contiene la información sobre las posiciones largas y cortas vigentes correspondientes al martes de la semana en que se libera la información.¹³ En el CME los participantes en el mercado de contratos de futuros de divisas son divididos por la CFTC en tres grupos: comerciales, no comerciales y no reportables.¹⁴

Los participantes “comerciales” son aquellos que utilizan los contratos de futuros para cubrirse del riesgo cambiario en las operaciones de negocios, así que por lo general sus motivos para comprar futuros de una divisa *no* son especulativos. Este grupo está compuesto por bancos, fondos de inversión y corporaciones no financieras. De acuerdo con la CFTC, este grupo también puede incluir a algunos corredores de divisas que no necesariamente participan con fines especulativos o de cobertura, sino que actúan como formadores del mercado.¹⁵

Los participantes “no comerciales”, en cambio, son agentes que toman posiciones en el mercado de contratos de futuros con el principal objetivo de especular sobre los movimientos futuros del tipo de cambio. Este grupo, que normalmente representa el mayor porcentaje de participantes en el mercado, es generalmente más homogéneo, e incluye tanto a asesores de fondos de inversión, como a especuladores individuales que utilizan su propio capital. Estos agentes tienen como principal motivación la búsqueda de utilidades y actúan con base en sus expectativas sobre la dirección que esperan que tome el mercado en el muy corto plazo.

Finalmente, el grupo de los “no reportables” lo conforman todos aquellos participantes cuyas posiciones son demasiado pequeñas como para ser clasificadas. En este grupo, por consiguiente, es posible encontrar tanto participantes comerciales como no comerciales.

¹³ Los datos pueden consultarse en: <http://www.cftc.gov/dea/history/deahist-cot-ftp.htm>.

¹⁴ Esta clasificación depende de la manera en que ellos mismos se identifican, salvo los no reportables, que son todos aquellos cuyas posiciones son muy pequeñas para ser clasificadas.

¹⁵ Utilizaremos indistintamente los nombres de corredores de divisas y de formadores del mercado para referirnos a los intermediarios del mercado de futuros, conocidos en inglés como *dealers*, que cumplen la función de colocar en el mercado las órdenes de compra o de venta de futuros del peso, provenientes de los participantes particulares.

Cuadro 1. Interés abierto del peso en el CME, 1995-2005
Promedios de los valores semanales

<i>Año</i>	<i>(A) total (md)*</i>	<i>(B) especuladores (md)</i>	<i>(C) = B/A (%)</i>
1995	802	113	17
1996	1 311	111	9
1997	2 269	337	15
1998	1 893	271	15
1999	1 258	305	24
2000	1 019	319	31
2001	1 395	583	42
2002	1 322	609	45
2003	1 663	871	53
2004	2 535	1 684	64
2005	4 017	3 000	74
Promedio 1995-1998	1 652	218	14
Promedio 1999-2002	1 249	455	35
Promedio 2003-2005	2 670	1 789	63
Promedio total	1 773	734	35

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC. * md = millones de dólares.

1.3. Evolución de los futuros del peso en el CME

Después de haber introducido algunos conceptos básicos e identificado los distintos participantes en el mercado de contratos de futuros de divisas, pasamos ahora a revisar información que nos permita caracterizar el mercado de contratos de futuros del peso en el CME. En particular, se busca responder las siguientes dos preguntas: *i)* ¿cómo ha evolucionado el mercado de contratos de futuros del peso desde su aparición? y *ii)* ¿qué tipo de participantes predomina en este mercado?

El cuadro 1, que muestra el promedio anual del interés abierto total y del interés abierto de los especuladores del peso en el CME durante el periodo 1995-2005, es útil para responder las preguntas antes mencionadas. La columna (A) del cuadro 1 indica que el tamaño total del mercado de contratos de futuros del peso, medido por el promedio anual del interés abierto total semanal (en millones de dólares, md), si bien no ha mostrado un comportamiento estable, sí ha registrado un crecimiento notable en el periodo en cuestión.

En particular, obsérvese que el valor promedio de las transacciones

registra un nivel de 1 652 md en el periodo 1995-1998, cae a 1 249 md en el periodo 1999-2002 y, finalmente, durante el periodo 2003-2005 registra un nivel de 2 670 md. Obsérvese también que en los dos últimos años el tamaño del mercado se duplica, al pasar el promedio anual (de los valores semanales) del interés abierto de 1 663 md en 2003, a 4 017 md durante el primer trimestre del 2005.¹⁶

La segunda pregunta, relativa al tipo de participantes que predominan en este mercado, se responde con la información de las columnas (B) y (C) del cuadro 1. La columna (B) revela, en primer lugar, que el interés abierto de los especuladores pasa de un promedio de 113 md por semana en 1995, a 3 000 md por semana en 2005. La columna (C), por su parte, presenta, por año, el promedio semanal del interés abierto de los especuladores respecto al interés abierto total, donde se observa, con excepción de 1996, un crecimiento persistente de este grupo. En particular, nótese que la participación de los especuladores dentro del total aumentó de 17% en 1995, a 74% en 2005. Esto implica que, al día de hoy, éste es el grupo de mayor peso en el mercado de futuros de la moneda mexicana.

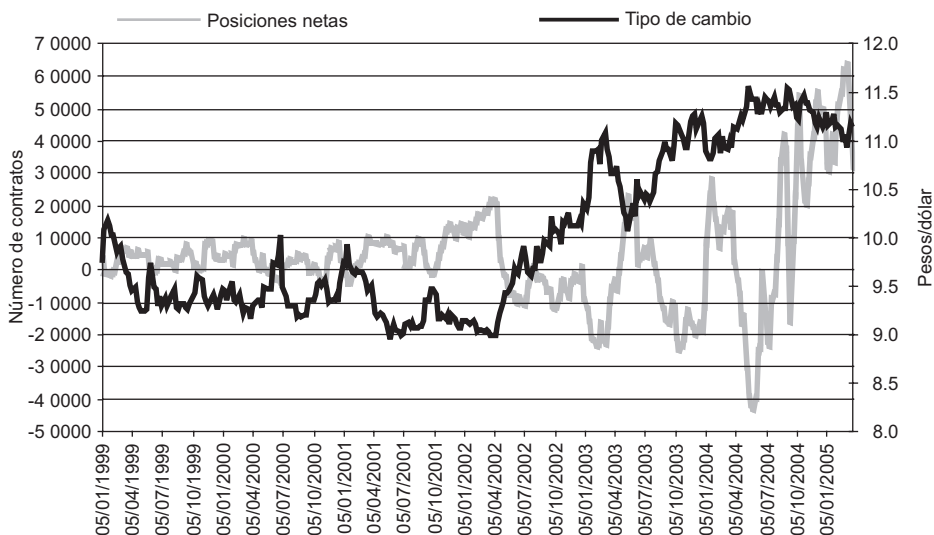
1.4. Posiciones netas de los especuladores y el tipo de cambio

La sección anterior destacó el acelerado crecimiento registrado por el mercado de contratos de futuros del peso en los últimos años, así como la relevancia creciente en este mercado de los participantes no comerciales o especuladores. Ahora es el turno de revisar el comportamiento de las posiciones netas de los especuladores en el CME y contrastarlo con el comportamiento de las fluctuaciones del tipo de cambio. Recuérdesse que, como señalamos brevemente en la introducción, en el enfoque de microestructura los especuladores son el centro de atención para explicar el origen de las fluctuaciones cambiarias en el corto plazo.

La gráfica 1 muestra las posiciones netas de los especuladores y el nivel del tipo de cambio para el periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005, donde a simple vista se puede apreciar una asociación negativa entre

¹⁶ Conviene subrayar que, entre las monedas negociadas en el CME, el peso mexicano fue el que registró la mayor tasa de crecimiento en cuanto al número de contratos vigentes en el periodo 2003-2004. De acuerdo con la información del CME, el crecimiento registrado por los contratos de futuros del peso fue de 69%, seguido de lejos por los contratos de la libra esterlina (44%) y del dólar canadiense (33%). Los contratos del franco suizo y del yen japonés, por su parte, experimentaron caídas de 6 y 45%, respectivamente. En 2005 el peso mexicano registró un crecimiento ligeramente superior a 100%, y solamente fue superado por el yen japonés, cuyo interés abierto se incrementó 134 por ciento.

Gráfica 1. Comportamiento de las posiciones netas y el tipo de cambio (periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005)

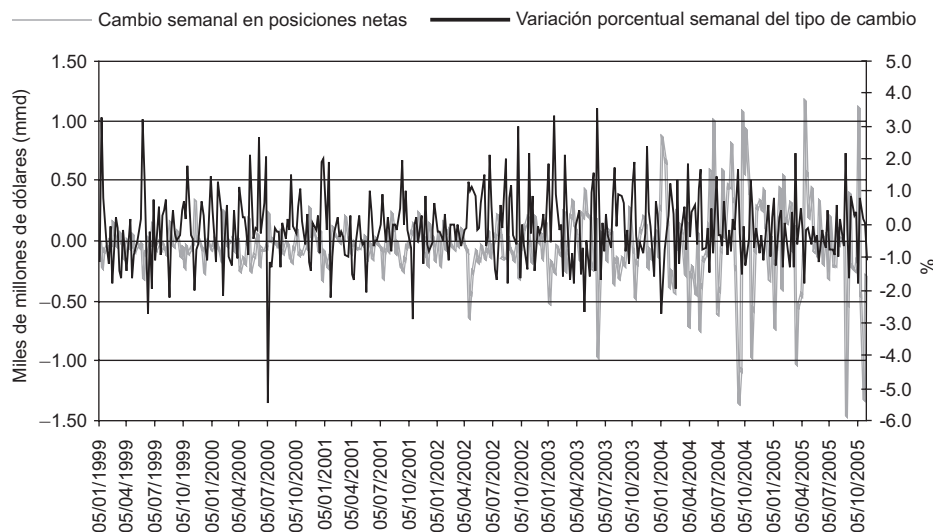


Fuente: Banco de México y CFTC.

ambas variables. Esta relación negativa también se aprecia entre cambios semanales de las posiciones netas denominadas en dólares y la variación porcentual semanal del tipo de cambio (gráfica 2). De hecho, en este caso el coeficiente de correlación entre ambas variables es de -0.54 , notablemente más alto que el que resulta cuando las variables se definen en sus niveles (-0.43), como se presentan en la gráfica 1.

Otro aspecto que también conviene subrayar es el patrón en el tiempo de la volatilidad —que aquí definimos como el coeficiente de variación— de las variaciones porcentuales semanales en el tipo de cambio y de las variaciones semanales en las posiciones netas, ya que esto constituye la base para justificar un análisis de cambio estructural en dicho mercado. El cuadro 2 muestra, por año, los coeficientes de variación de ambas variables, donde se revela un aumento de alrededor de 550% en la volatilidad de los cambios semanales en las posiciones netas, mientras que la volatilidad de la variación porcentual semanal del tipo de cambio se muestra relativamente estable. Estos distintos patrones de comportamiento en la volatilidad de ambas variables sugieren que, de existir un vínculo de causalidad entre las fluctuaciones del tipo de

Gráfica 2. Cambios semanales en posiciones netas y cambios porcentuales semanales en el tipo de cambio
(periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005)



Fuente: Banco de México y CFTC.

Cuadro 2. Volatilidad* del tipo de cambio y posiciones netas, 1999-2005

Variable	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005***
Cambio posiciones netas**	0.098	0.113	0.110	0.164	0.231	0.522	0.543
Cambio % tipo de cambio	1.2	1.2	0.9	1.0	1.3	0.9	0.9

Fuente: Estimaciones propias con información de CFTC y Banco de México. * Volatilidad se define como el coeficiente de variación de la variable. ** Expresado en miles de millones de dólares. *** Corresponde al periodo del 4/enero/2005 al 1/noviembre/2005.

cambio y las variaciones en las posiciones netas, éste no ha de ser estable en el tiempo.

En resumen, en esta sección documentamos dos hechos importantes. Por un lado, se registró que los especuladores son ahora, con mucho, el grupo de mayor tamaño en un mercado de contratos de futuros del peso que viene creciendo de una forma muy dinámica. Por otro lado, se mostró también una fuerte correlación negativa entre las posiciones netas

de los especuladores y las variaciones del tipo de cambio. La siguiente sección presenta un marco teórico que busca dar cuenta de esta relación.

II. El enfoque de microestructura: marco conceptual

Como se mencionó anteriormente, los estudios empíricos han mostrado que los enfoques tradicionales para la determinación del tipo de cambio nominal, con su énfasis en variables macroeconómicas, han tenido poco éxito para explicar las fluctuaciones de corto plazo del tipo de cambio.

Ante este hecho, recientemente ha surgido un nuevo enfoque, que podemos considerar complementario a los existentes, para la determinación del tipo de cambio en el corto plazo, al que se le ha denominado “enfoque de microestructura”.¹⁷ El centro de atención de este enfoque de corto plazo es la *información dispersa* y la manera en que esta información se acumula y la interpretan los participantes en el mercado de divisas, principalmente los especuladores. Por información dispersa se entiende pequeñas piezas de información relacionadas con algunos indicadores cambiantes, como por ejemplo la demanda de dinero, las preferencias sobre el riesgo, las expectativas sobre las tasas de interés e inflación, etc. La información dispersa también contiene noticias sobre las acciones de otros agentes, como por ejemplo sus diferentes respuestas en transacciones que son observadas por todos (Evans y Lyons, 2004a).

Al poner especial atención sobre la información dispersa, este nuevo enfoque de determinación del tipo de cambio, a diferencia de los modelos tradicionales, supone que la información sobre las variables fundamentales (esto es, la demanda de dinero, las preferencias por el riesgo, la inflación, las tasas de interés, etc.) está distribuida asimétricamente en la economía; es decir, que en todo momento existen agentes que tienen más información que otros. Entender la naturaleza de este problema de información y sus implicaciones es la esencia de este enfoque para la determinación del tipo de cambio.

II.1. Las posiciones netas en el mercado de divisas

Las posiciones netas de los especuladores, que representan la variable central del enfoque de microestructura, pueden interpretarse como

¹⁷ Para exposiciones de este enfoque, veáanse Lyons (1999, 2003) y Sarno y Taylor (2001).

un indicador de presión de venta o de compra de divisas, y se miden como la diferencia entre las órdenes vigentes de compra y de venta de una divisa, en un lapso de tiempo determinado (normalmente, una semana) por este grupo de participantes. Como señalamos en la sección I.1, una posición neta positiva significaría que el número de contratos vigentes de compra de pesos es mayor al número de contratos vigentes de venta, lo que reflejaría una presión de compra sobre la moneda.

El concepto de posiciones netas es similar, mas no idéntico, al concepto tradicional de exceso de demanda. Esto porque cuando el mercado se encuentra en equilibrio, el exceso de demanda es igual a cero, mientras que las posiciones netas, por lo general, son distintas de cero.

Los conceptos son diferentes porque las posiciones netas miden las transacciones efectuadas, mientras que los cambios en la demanda u oferta de divisas no necesariamente son provocados por alguna transacción. Por ejemplo, en los modelos tradicionales del tipo de cambio, los cambios en la demanda y en el precio de la divisa ocurren a causa de movimientos en las variables macroeconómicas fundamentales, sin necesidad de que ocurra transacción alguna en el mercado de contratos de futuros. Es decir, la demanda cambia sin que las posiciones netas se modifiquen, ya que al nuevo nivel de precios, los agentes están otra vez indiferentes entre comprar y vender. Estos modelos tradicionales, no obstante, son a su vez incapaces de aprovechar la fuerte correlación negativa que existe entre las posiciones netas y los movimientos en el tipo de cambio, ya que suponen que todas las variaciones en la demanda son causadas por cambios en la información pública.

Aunque a primera vista pudiera pensarse que lo único que nos dicen las posiciones netas de los especuladores es que el peso se aprecia (deprecia) cuando el número de contratos que se desea comprar (vender) es mayor que el que se desea vender (comprar), no debe subestimarse el papel que desempeña esta variable, porque de hacerlo, se estarían dejando a un lado algunas ideas básicas de la economía financiera.¹⁸

La primera de estas ideas básicas es que las posiciones netas desempeñan dos papeles distintos y útiles para entender la dinámica cambiaria:

1. Equilibrar mercados, y
2. Transmitir información.

¹⁸ Esta sección se basa en gran medida en Lyons (2001).

El primero de estos dos papeles se refleja, por ejemplo, cuando el tipo de cambio se aprecia como resultado de que el número de posiciones largas vigentes supere el número de posiciones cortas vigentes.

El segundo papel es más importante, y es el que a menudo no se toma en cuenta. En un marco de información dispersa, el flujo de transacciones afecta las expectativas de los agentes sobre los precios y sobre las variables macroeconómicas fundamentales. La evidencia empírica de esta segunda función de las posiciones netas puede ejemplificarse con los siguientes dos hechos: 1) las transacciones afectan el tipo de cambio de diferente manera, dependiendo del tipo de institución que esté detrás de éstas; y 2) las transacciones ocurridas en el mercado de una divisa tienen efectos sobre los precios en los mercados de otras divisas, a pesar de que no ocurren ahí.

Los cambios en las posiciones netas de los especuladores en el mercado de contratos de futuros se dan principalmente con el objetivo de obtener ventaja de los movimientos del mercado en el corto plazo.¹⁹ Estos participantes constantemente están interpretando la información pública y privada sobre los desplazamientos que sufren la demanda y la oferta de divisas. Así, una vez desarrollado algún punto de vista sobre la dirección que creen tomará el precio de la divisa, los especuladores revelan su interpretación tomando posiciones largas o cortas en el mercado de futuros y, como resultado, determinan el nivel de las posiciones netas. Lo anterior significa que es necesario ver las posiciones de los especuladores como una especie de apuesta sobre los cambios en la demanda y oferta de divisas, y no como un motor que mueve el tipo de cambio.

Existe una tercera razón por la cual las variaciones en las posiciones netas y el tipo de cambio estarían relacionadas, y estriba en otra idea básica de la economía financiera. Esta razón es precisamente el hecho de que *las variaciones en la demanda o en la oferta pueden causar cambios en el precio de la divisa sin que ocurra una transacción*. Las posiciones netas representan el resultado de las transacciones acumuladas. Por lo tanto, cuando un cambio en la demanda de divisas obedece a la emisión de información pública, no tiene por qué observarse relación alguna entre el flujo de posiciones firmadas y la dirección en la que se mueven los precios, a menos que exista otro móvil que cause la adquisición de posiciones largas o cortas, distinto a la información que recibe la comu-

¹⁹ Como habíamos mencionado anteriormente, este grupo está integrado por asesores de fondos de inversión, así como por otros especuladores que utilizan su propio dinero.

nidad. Es decir, cuando los especuladores obtienen información confidencial o restringida sobre hechos que afectarán el mercado de divisas, y por lo tanto perciben que el precio aún no refleja esta información, su reacción natural es modificar sus posiciones de tal forma que se ajusten a sus expectativas. Pero cuando la información es pública, el precio se ajusta de inmediato y las transacciones ya no tienen por qué ocurrir, a menos que exista información adicional que todavía no se haya convertido en conocimiento común.

Es importante recalcar que *el concepto de posiciones netas no pretende excluir los indicadores macroeconómicos fundamentales de los determinantes del tipo de cambio, sino que representa una aproximación alternativa de éstos*. En particular, las posiciones netas de los especuladores representan una medida más precisa de las expectativas de éstos sobre las variables económicas, basadas tanto en información pública como privada.

II.2. Las dos etapas de procesamiento de la información

Para explicar cómo la información privada contenida en las posiciones netas afecta el tipo de cambio en el corto plazo, Lyons (2001) propone un esquema de dos etapas del procesamiento de la información relevante para la determinación del tipo de cambio, y en el cual se atribuye un papel clave a los corredores del mercado que cumplen la función de intermediarios.

A fin de apreciar este punto, supóngase que en el mercado de futuros de divisas existen dos tipos de participantes. Un grupo lo conforman los participantes comerciales, es decir, consumidores de divisas entre los que se encuentran instituciones financieras, instituciones no financieras, además de bancos centrales. El segundo grupo lo constituyen los especuladores, esto es, aquellos agentes que por lo general comercian sólo con un par de divisas y que se dedican a proveer los precios tanto a los consumidores como a otros corredores.

En la primera etapa, los participantes comerciales observan y analizan información pública sobre los indicadores fundamentales del tipo de cambio (tasas de interés, oferta de dinero, balanza comercial, expectativas de inflación, etc.) y generan un flujo de órdenes, de compra o de venta, con base en sus observaciones. Es decir, toman posiciones largas o cortas en el mercado de contratos de futuros.

En una segunda etapa, el grupo de los “especuladores” analiza e

Cuadro 3. El mecanismo de transmisión de información

Indicadores fundamentales → Flujo de órdenes → Precios

Fuente: Lyons (2001).

interpreta las acciones llevadas a cabo en la primera etapa, leyendo la información proveniente del flujo de órdenes, para finalmente fijar el precio de la divisa. En este proceso, el flujo de órdenes no sólo resumiría la información disponible públicamente, sino que podría incluir también alguna información privada, conocida solamente por un número limitado de “especuladores”.

El cambio en las posiciones netas de los participantes comerciales y de los especuladores funciona, entonces, como un mecanismo de transmisión de información sobre los indicadores fundamentales del tipo de cambio, mismo que puede resumirse esquemáticamente según se muestra en el cuadro 3.

Así, podemos concluir que al observar las posiciones netas de los especuladores en el mercado de contratos de futuros de divisas se obtiene una ventaja principal, que es la de permitir aprender sobre las expectativas de los diversos participantes y sobre la interpretación que éstos hacen de la información que tuvieron disponible.

II.3. Un modelo de microestructura para la determinación del tipo de cambio nominal en el corto plazo

La relación de corto plazo entre las posiciones netas de los especuladores y el tipo de cambio puede formalizarse en el siguiente modelo de intercambio simultáneo con corredores múltiples, propuesto por Evans y Lyons (1999).

Este modelo explica los ajustes permanentes en el precio de una divisa en función de una expectativa cambiante del pago futuro. Por pago futuro se entiende el cambio en el valor de un activo al momento de su realización. En este caso, el pago que ofrece una divisa es el aumento o caída de su poder adquisitivo. Así, el número de las posiciones netas es lo que induce los ajustes permanentes en los precios de las divisas, ya que contiene información sobre los pagos futuros.

Con base en lo anterior, la ecuación para determinar el tipo de cambio se deriva del problema de optimización enfrentado por los formadores del mercado (que son los que reciben las órdenes de partici-

pantes comerciales y especuladores),²⁰ y puede especificarse de la siguiente forma:

$$\Delta P_t = g(X, I, Z) + \varepsilon_t$$

donde ΔP_t es la variación en el tipo de cambio nominal entre un periodo y otro (*i.e.*, entre una semana y otra, o entre un día y otro).²¹ Las variables motoras en la función $g(X, I, Z)$ incluyen explícitamente las posiciones netas de los consumidores de divisas (X), cambios en las posiciones mantenidas por los corredores, también conocidas como inventarios (I), así como algunos determinantes macroeconómicos observados con frecuencias similares, representados por (Z). El residual " ε_t " representa el resto de las variables que afectan el tipo de cambio, pero que no están presentes en el modelo.

Evans y Lyons (1999) desarrollan un modelo simple de determinación del tipo de cambio en el corto plazo que utiliza la información contenida en las posiciones netas. Los autores analizan el precio de los dólares estadounidenses definidos en términos del marco alemán y del yen japonés, estimando así dos ecuaciones para el tipo de cambio del dólar. De acuerdo con la definición de su modelo, las variaciones porcentuales diarias del tipo de cambio son determinadas por cambios en el diferencial de las tasas de interés (definido como la tasa de interés del dólar menos la tasa de interés del marco o del yen), como lo sugieren los modelos tradicionales, y por los cambios en las posiciones netas entre el cierre de un día y otro.

El modelo especificado por los autores requiere de la presencia de una variable que represente el flujo de la información pública, para lo cual incluyen el cambio en el diferencial de tasas de interés.²² Esto permite obtener una especificación que es consistente con el enfoque monetario tradicional, pero que además captura características del mercado cambiario que no son consideradas por otros enfoques.²³ La

²⁰ Para una explicación más amplia, se recomienda revisar los modelos estructurales en un marco de corredores-múltiples en Snell y Tonks (1995) para valores, Lyons (1995) para divisas, y Vitale (1998) para bonos.

²¹ En los modelos de microestructura, la denominación del tiempo puede ser muy variada. En situaciones donde la información está disponible intradía, el ΔP_t puede llegar a representar el cambio en el precio de la divisa que se dio de una transacción a otra.

²² Veáanse Dornbusch (1976) y Evans y Lyons (1999). Cheung y Chinn (1998), en su estudio sobre los participantes en el mercado cambiario, muestran que la importancia de las variables macroeconómicas individuales varía a través del tiempo, pero encuentran que las tasas de interés siempre resultan ser importantes.

²³ Esta representación muestra el carácter complementario del enfoque de microestructura y los enfoques tradicionales.

primera es que la especificación está diseñada para ajustarse a la verdadera estructura del mercado de divisas, que es descentralizada y con presencia de corredores múltiples.²⁴ La segunda es que incorpora la información privada a través de las posiciones netas, que representa una importante fuente de información para los corredores del mercado de divisas. Y la tercera es que el modelo es consistente con los resultados empíricos observados en el mercado de contratos de futuros, al suponer que los corredores tienen aversión al riesgo y al considerar que los desequilibrios en inventarios de los corredores son percibidos como costosos y, por tanto, son aceptados con dificultad.²⁵

El modelo supone también una interacción simultánea de los corredores, que involucra la teoría de juegos simultáneos en dos etapas que propician dos efectos críticos para el intercambio. En la primera etapa, los corredores de divisas revelan las posiciones de sus consumidores, al interactuar con otros corredores, tratando de colocar sus órdenes en el mercado. Este supuesto tiene como primer efecto que los corredores estén restringidos al no poseer información sobre las acciones de otros, porque el comercio es instantáneo y, por ende, todos actúan simultáneamente. El segundo efecto, también producto del comercio simultáneo que realizan los corredores, es que este intercambio introduce choques en los inventarios, ya que al momento en que los corredores colocan todas las posiciones, las posiciones entrantes pueden alterar los inventarios de los corredores de manera impredecible. Y es aquí donde inicia la segunda etapa, es decir, cuando los corredores incurren en una serie de transacciones con el objeto de pasar las posiciones no deseadas a otros corredores y así reducir su riesgo de inventario. Este fenómeno es una consecuencia de que los intermediarios exhiben aversión al riesgo y, según Lyons (2001), es precisamente este fenómeno el que explica el gran volumen de transacciones que ocurre en el mercado de divisas.²⁶ Estas transacciones se detienen sólo cuando todos

²⁴ La mayor parte del comercio en este mercado se realiza vía estos intermediarios, constituyendo aproximadamente dos terceras partes de las transacciones. Véase Lyons (2001).

²⁵ En la literatura sobre el enfoque de microestructura, se entiende por inventarios las posiciones que mantienen los corredores antes de colocarlos en el mercado. Conforme es mayor la orden de compra o de venta de una divisa que recibe un corredor, más difícil será encontrar a la contraparte que la desee comprar. Esto implica un mayor riesgo para el corredor, por lo cual sólo aceptaría comprarla a un precio más bajo. Un desequilibrio en el inventario se presenta cuando el monto de órdenes a la venta no coincide con el monto de órdenes a la compra, quedando el corredor largo o corto en una de las divisas.

²⁶ Se trata de un efecto multiplicador, que puede ilustrarse de la siguiente manera: un corredor recibe una orden de compra o de venta; sin embargo, considera que su posición actual es riesgosa y traspasa 90% de su orden a otro corredor. Posteriormente, el otro corredor hace lo mismo, y así sucesivamente, hasta que el último corredor se queda con las posiciones deseadas.

los corredores se quedan con su volumen deseado de inventarios al nuevo nivel del precio de la divisa.

Recapitulando, se puede destacar que lo fundamental en el enfoque de microestructura para la determinación del tipo de cambio es la estructura de la información en sí, cuya esencia está en la variedad de la información dispersa, donde las instituciones desempeñan un papel importante, ya que de ellas depende el grado de la información que se puede percibir del flujo de órdenes.

III. Estimaciones para México

El enfoque de microestructura para la determinación del tipo de cambio en el corto plazo es un enfoque relativamente nuevo, por lo que no sorprende que su aplicación para el caso de México sea hasta la fecha limitada. En esta sección revisamos el trabajo de Klitgaard y Weir (2004), ya que éste servirá de base para el análisis empírico que presentamos más adelante sobre la relación entre el tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense y las posiciones netas de los especuladores en el CME.

Klitgaard y Weir (2004) utilizan una forma simplificada del modelo de Evans y Lyons (1999) que describimos en la sección anterior, empleando como determinante del tipo de cambio solamente las posiciones netas de los especuladores en el CME. En particular, los autores examinan la relación entre los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores y las variaciones en el tipo de cambio con respecto al dólar estadounidense de siete monedas,²⁷ entre ellas el peso mexicano, con base en el modelo:

$$\Delta f x_t = \alpha_t \Delta s p_t + \varepsilon_t$$

donde $\Delta f x_t$ es el cambio porcentual semanal en el tipo de cambio (precio del dólar en términos de otra moneda), y el $\Delta s p_t$ es el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores, expresado en miles de millones de dólares. La justificación de Klitgaard y Weir (2004) para concentrarse fundamentalmente en las posiciones netas de los especuladores es que “éstos actúan en función del incentivo para obtener

²⁷ Yen japonés, euro, marco alemán, libra esterlina, franco suizo, dólar canadiense y peso mexicano.

ganancias y de sus expectativas sobre la dirección del mercado de divisas en el corto plazo. En consecuencia, el análisis de los datos sobre las posiciones de los mercados de futuros se enfoca casi exclusivamente en las posiciones de los especuladores” (Klitgaard y Weir, 2004, p. 19, traducción de los autores). De acuerdo con su análisis de regresión, se observa una fuerte relación negativa entre las variaciones porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales en las posiciones netas de los especuladores.

En el caso de los contratos de futuros para el peso mexicano, estos autores analizan el periodo enero/1996-mayo/2003 y encuentran que nuestra moneda se deprecia 4.56% ante una reducción de 1 000 millones de dólares en las posiciones netas, siendo ésta la relación de mayor magnitud (en términos absolutos) de las siete monedas analizadas, hecho que los autores consideran consistente al tratarse éste del mercado más pequeño y con menor liquidez (véase Klitgaard y Weir, 2004, p. 21).

En dicho análisis, el peso mexicano también fue el que registró uno de los mayores coeficientes de determinación ($R^2 = 0.40$), aunque los autores no realizan pruebas de cambio estructural para verificar la estabilidad del coeficiente.

La fuerte relación contemporánea entre las variaciones, en una misma semana, de ambas variables lleva a los autores a preguntarse cuál de ellas se mueve primero; en otras palabras, tratan de verificar si tiene fundamento mantener la variación en el tipo de cambio como la variable dependiente, y las posiciones netas como la variable independiente. Un enfoque convencional para determinar la dirección en que se da la relación es aplicar la prueba de causalidad de Granger, que se basa en la regresión de una variable contra sus propios rezagos y los rezagos de la otra variable. Las pruebas llevadas a cabo por Klitgaard y Weir (2004) para la divisa mexicana, sin embargo, no muestran evidencia significativa para poder afirmar que las variaciones en alguna de las variables se atribuyan a las variaciones rezagadas de la otra.²⁸ Estos resultados, por tanto, constituyen evidencia que impide rechazar la especificación planteada por los autores.²⁹

²⁸ Los autores no indican el número de rezagos que consideraron en su prueba.

²⁹ Los autores también intentan determinar hasta qué punto los cambios en las posiciones netas contribuyen a explicar variaciones en el tipo de cambio para la siguiente semana. Sobre este punto, sin embargo, los autores concluyen que “las posiciones netas no parecen ser útiles para anticipar movimientos en el tipo de cambio para la siguiente semana” (Klitgaard y Weir, 2004, p. 22, traducción de los autores).

III.1. La experiencia de México 1999-2005: un enfoque recursivo

Una vez revisado el trabajo de Klitgaard y Weir (2004), en esta sección presentamos nuestras estimaciones —empleando información semanal— de la relación entre los cambios en las posiciones netas de los especuladores y las variaciones porcentuales en el tipo de cambio. Para esto especificamos un modelo similar al de Klitgaard y Weir (2004), pero incluyendo además el diferencial de las tasas de interés como una variable de control que contiene información “pública” sobre los indicadores macroeconómicos fundamentales, tal como lo sugieren Evans y Lyons (1999).

El análisis se divide en dos partes. En la primera, se estima una regresión para todo el periodo de estudio, con la finalidad de probar nuestra primera hipótesis —*i.e.*, reconfirmar los resultados de Klitgaard y Weir (2004)— sobre la existencia de una relación estadísticamente significativa entre las posiciones netas de los especuladores y el tipo de cambio para el periodo en cuestión. Posteriormente, la misma relación se estima utilizando un proceso de regresiones recursivas, el cual tiene por objeto someter a prueba nuestra segunda hipótesis, relacionada con la estabilidad de la relación entre ambas variables en el periodo en cuestión.

III.1.1. El análisis para el periodo 1999-2005

Nuestro modelo para estimar la relación entre tipo de cambio y las posiciones netas se especificó de la siguiente forma:

$$\Delta f x_t = \alpha_{1t} \Delta s p_t + \alpha_{2t} \Delta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

donde $\Delta f x_t$ es el cambio porcentual del precio del dólar, expresado en pesos, entre la semana t y la semana $(t - 1)$, $\Delta s p_t$ es el cambio semanal en las posiciones netas de los especuladores, expresado en millones de dólares,³⁰ y $\Delta(i_t - i_t^*)$ es el cambio semanal en el diferencial de las tasas de interés, donde i es la tasa de interés de fondeo en México, e i^* es la tasa de los fondos federales de Estados Unidos.³¹

³⁰ A fin de facilitar la visualización del coeficiente de posiciones netas, esta variable se especifica en miles de millones de dólares mediante el siguiente proceso: dado que cada contrato es de 500 mil pesos, se convierte el número de contratos a pesos y posteriormente esta cifra se divide entre el tipo de cambio de cierre del martes de la semana correspondiente, lo que arroja como resultado el valor de las posiciones netas en dólares.

³¹ La información se obtuvo del Banco de México (<http://www.banxico.gob.mx>) y del Federal

En este modelo de regresión el signo esperado para el coeficiente “ α_1 ” es negativo, dado que un incremento en las posiciones netas (recuérdese que los contratos están definidos en pesos) implica que se están demandando más pesos que los que se estarían ofreciendo, lo cual genera presiones de apreciación para el tipo de cambio peso/dólar. En cambio, el signo del coeficiente “ α_2 ” se anticipa positivo dado que si la tasa de interés en casa (i) aumenta respecto a la externa (i^*), lo que implica que el diferencial de tasas se amplía, es necesario que el tipo de cambio se deprecie (esto es, que $\Delta f x_t$ aumente), como lo sugiere la paridad del interés no cubierta ($i - i^* = E(\Delta f x)$).³²

La regresión se estimó mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y el periodo tomado para el estudio fue 5/enero/1999-1/noviembre/2005, lo que nos dio un total de 357 observaciones.³³ Dado que las variables en el modelo resultaron estacionarias en sus niveles, no fue necesario realizar ninguna transformación adicional (véase el Anexo 1). Por otra parte, las pruebas de causalidad de Granger implican que no existe problema en expresar el cambio porcentual semanal como la variable independiente (véanse el Anexo 2 y la sección III.2).

La gráfica 3 muestra las variaciones semanales observadas en el tipo de cambio y los cambios en las posiciones netas durante la misma semana. Las observaciones del cuadrante superior izquierdo indican las semanas en las que cambios negativos en las posiciones netas de los especuladores fueron acompañados por una depreciación semanal del peso mexicano, mientras que en el cuadrante inferior derecho se muestran las semanas donde cambios positivos en las posiciones netas de los especuladores fueron seguidos por una apreciación del peso.

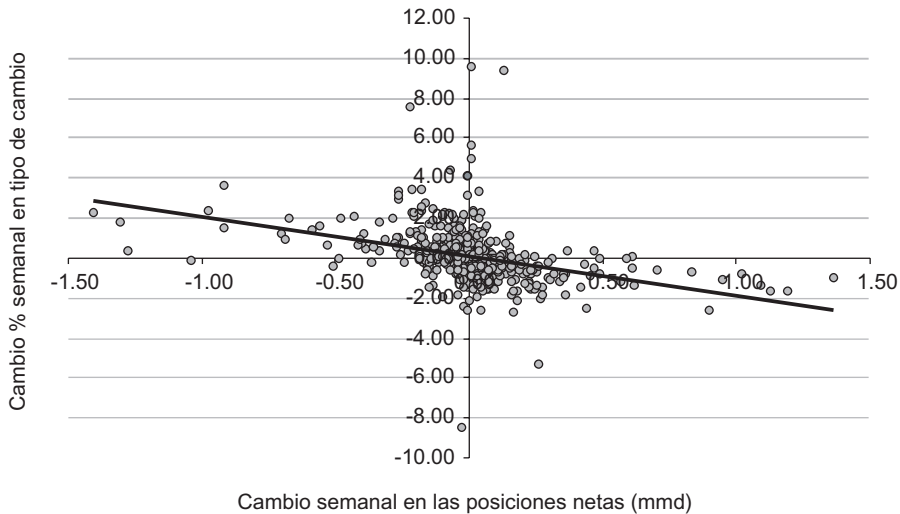
En el cuadro 4 se presentan los resultados de la regresión de los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio sobre los cambios semanales en las posiciones netas y los cambios semanales en el diferencial de las tasas de interés para el periodo en cuestión. La ausencia de una constante en la regresión obedece a que ésta no resultó ser significativa en una primera especificación.³⁴

Reserve System (<http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data/d/fedfund.txt>). Ambas tasas de interés están expresadas en porcentajes anualizados.

³² Una explicación alternativa para un “ α_2 ” positivo es que el diferencial de tasas de interés es una medida de “riesgo país”, por lo que incrementos (reducciones) en dicho diferencial impulsan una depreciación (apreciación) de la moneda local.

³³ Se analiza este periodo considerando que, previo a 1999, el mercado se encontraba en un proceso de consolidación dentro de un marco internacional sumamente inestable, tal como lo señalan Klitgaard y Weir (2004).

³⁴ En presencia de la constante, el coeficiente de posiciones netas resultó ser -2.214 , y con valores casi idénticos para el R^2 y el estadístico t de Student.

Gráfica 3. Distribución del cambio semanal en las posiciones netas

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

Cuadro 4. Resultados de la regresión

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Δsp_t	-1.858	0.154	-12.089	0.000
$\Delta(i_t - i_t^*)$	0.307	0.048	6.415	0.000
R^2		0.369		
Durbin-Watson		2.249		

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

No obstante, la prueba de White indicó que existe un problema de heteroscedasticidad en nuestra estimación (véase el Anexo 3). El cuadro 5 presenta las estimaciones mediante el método de White y el método de Newey-West a fin de corregir por este problema. Ambos métodos corrigen exclusivamente la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas, a fin de obtener los coeficientes de mínima varianza.

Se puede observar que si bien los estadísticos t son ahora menores que aquellos que se obtienen en la regresión original presentada en el cuadro 4, ambos coeficientes continúan siendo estadísticamente distintos de cero a un nivel de confianza de 99 por ciento.

Los resultados, por tanto, muestran una relación negativa y estadísticamente significativa entre las variaciones porcentuales semanales

Cuadro 5. Resultados de la regresión de MCO

<i>Errores estándar ajustados por el método de White</i>				
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Δsp_t	-1.858	0.179	-10.342	0.000
$\Delta(i_t - i_t^*)$	0.307	0.065	4.757	0.000
R^2		0.369		
Durbin-Watson		2.249		

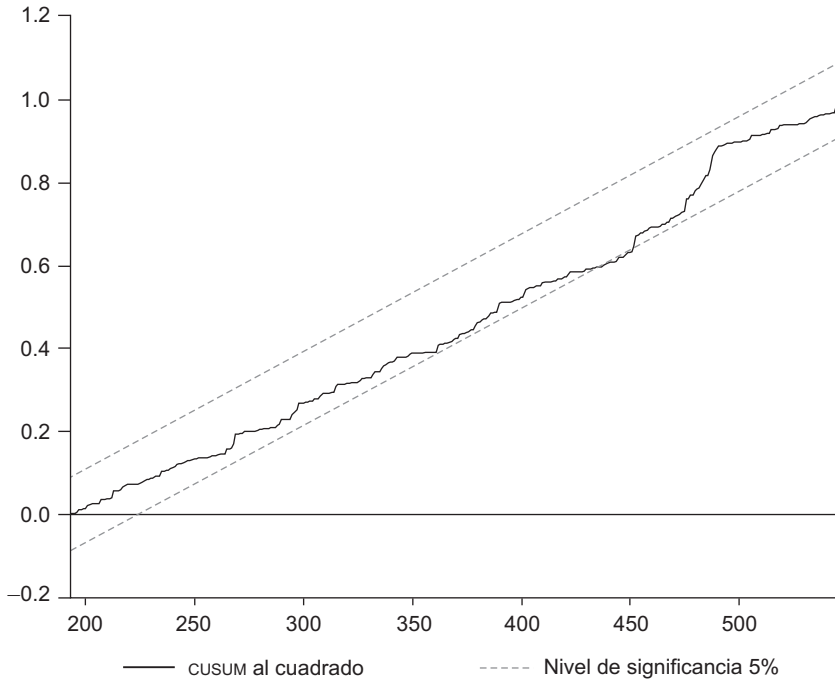
<i>Errores estándar ajustados por el método Newey-West</i>				
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Δsp_t	-1.858	0.263	-7.077	0.000
$\Delta(i_t - i_t^*)$	0.307	0.068	4.524	0.000
R^2		0.369		
Durbin-Watson		2.249		

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

del tipo de cambio y los cambios semanales de las posiciones netas. El coeficiente que acompaña la variación en las posiciones netas se interpreta como el cambio porcentual semanal en el tipo de cambio que se registra al presentarse un cambio semanal de 1 000 millones de dólares en las posiciones netas de los especuladores. Así, este coeficiente nos indica que cuando la diferencia entre los contratos largos y cortos vigentes se incrementa en una semana en 1 000 millones de dólares, el tipo de cambio se aprecia 1.858% esa semana. Nótese también que este coeficiente resultó notoriamente más pequeño, en valor absoluto, al obtenido por Klitgaard y Weir (2004). La interpretación económica de este resultado es que incrementos en las posiciones netas, producto de cambios en la información privada y/o en las expectativas sobre el comportamiento de diversas variables fundamentales, tienden a apreciar la moneda local.

Por otro lado, los resultados muestran una relación positiva y estadísticamente significativa entre las variaciones porcentuales del tipo de cambio y el cambio en el diferencial de las tasas de interés. En este caso, el coeficiente del cambio en el diferencial de las tasas de interés indica que si el diferencial se incrementa entre una semana y otra en 100 puntos base (1 punto porcentual), la tasa de depreciación del peso se incrementa 30.7 puntos base. Una explicación de este resultado es que ante un incremento (una caída) de la tasa de interés en casa, manteniendo la tasa de interés externa constante, los inversionistas

Gráfica 4. Resultados de la prueba de CUSUM al cuadrado
(5/enero/1999-1/noviembre/2005)



Fuente: Estimaciones propias.

anticipan un aumento en la tasa de depreciación (apreciación) de la moneda local.³⁵

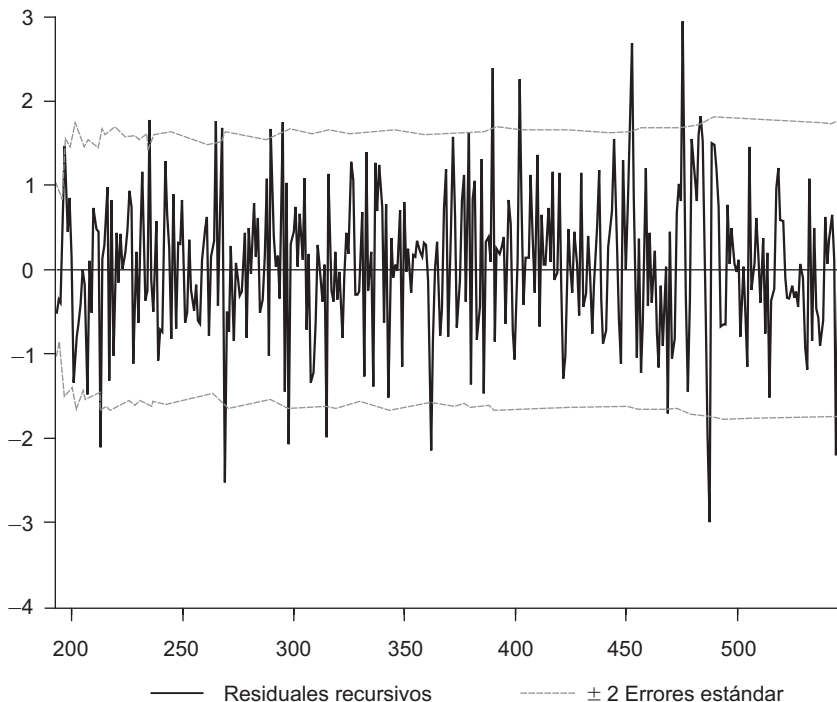
El estadístico R^2 indica, por su parte, que los cambios semanales en las posiciones netas explican aproximadamente 37% de la variación porcentual semanal en el tipo de cambio, mientras que el estadístico D-W sugiere ausencia de autocorrelación.

III.1.2. Un análisis de regresiones recursivas

Habiendo establecido la relación entre los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio y los cambios semanales de las posiciones netas y del diferencial de las tasas de interés, el siguiente paso consiste

³⁵ El coeficiente sería consistente también con la interpretación de que incrementos (reducciones) en el riesgo país deprecian (aprecian) la moneda local.

Gráfica 5. Resultados de la prueba de residuales recursivos
(5/enero/1999-1/noviembre/2005)



Fuente: Estimaciones propias.

en investigar si el comportamiento de los coeficientes es o no constante a través del tiempo.

Al respecto, la prueba de CUSUM al cuadrado y la prueba de residuales recursivos (véanse las gráficas 4 y 5) rechazan la hipótesis de coeficientes constantes a lo largo del periodo de estimación. Asimismo, realizamos pruebas de cambio estructural de Chow (1960) para distintas fechas del periodo de análisis, las cuales también revelaron, con un nivel de confianza de 99%, la existencia de múltiples puntos de ruptura.³⁶ Estas pruebas, evidentemente, no sorprenden si recordamos que el coeficiente de posiciones netas obtenido por Klitgaard y Weir (-4.56) resultó muy superior (en valor absoluto) al obtenido en nuestra estimación para todo el periodo (-1.858).

³⁶ Los resultados de las pruebas están disponibles a solicitud del lector.

Las pruebas anteriores sugieren inestabilidad, pero no nos indican cuál es la fuente de la misma. Nuestra hipótesis es que la inestabilidad estaría asociada con el crecimiento del mercado de futuros del peso, y no tanto con la introducción en nuestro análisis de regresión del diferencial de tasas de interés. A fin de investigar esta hipótesis, a continuación presentamos un análisis de regresiones recursivas.

Este proceso de regresiones recursivas consiste simplemente en elegir un tamaño de muestra determinado manteniendo inalterada la especificación del modelo, y sólo modificando el periodo de la muestra (esto es, eliminando la primera observación e incorporando una observación adicional al final de la muestra), para calcular los coeficientes de las posiciones netas y del diferencial de las tasas de interés para cada una de las muestras modificadas. Nuestras estimaciones consideran tres tamaños de muestra: 50, 100 y 150 semanas.³⁷

En la gráfica 6 se observan los valores estimados de los coeficientes del cambio semanal en las posiciones netas para los distintos tamaños de muestra. Dichos coeficientes aparecen bajo la fecha del dato más reciente dentro de la muestra. Así, por ejemplo, el coeficiente del 7 de septiembre de 2004 para una muestra de 50 observaciones, es el correspondiente a la estimación realizada con la muestra de la semana del 7 de septiembre de 2004 y las 49 semanas previas.

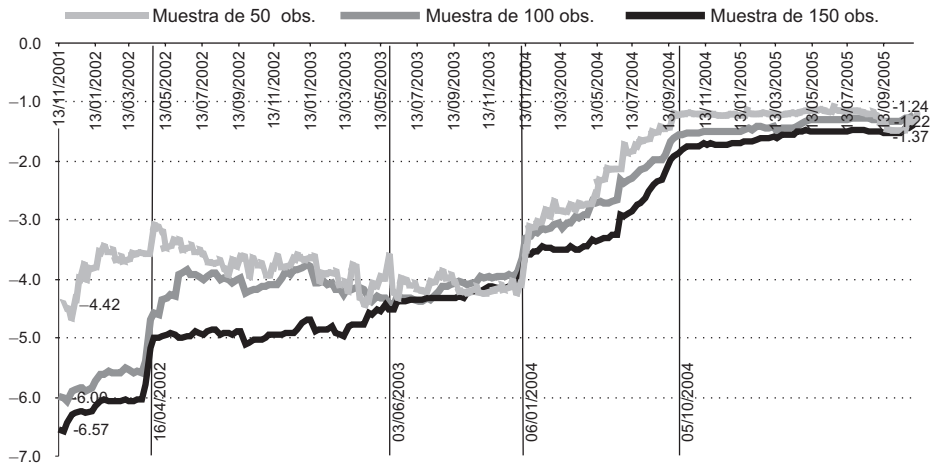
Como puede observarse en la gráfica 6, los resultados con cualquiera de los tres tamaños de muestra revelan una disminución de los coeficientes estimados a lo largo del periodo, particularmente durante el periodo posterior a junio de 2004. Esto sugiere que la tasa de depreciación del tipo de cambio se ha vuelto menos sensible a las variaciones en las posiciones netas. Para la muestra con 50 observaciones, el coeficiente pasó de -4.42 a -1.24 entre 2001 y 2005; mientras que para las muestras de 100 y 150 semanas, los coeficientes pasaron de -6.0 a -1.22 , y de -6.57 a -1.37 , respectivamente.

La disminución en la sensibilidad de los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio ante los cambios semanales en las posiciones netas del peso en el CME resulta, por tanto, consistente con las observaciones hechas en el cuadro 2, donde notamos que conforme el mercado de futuros para el peso se había vuelto más profundo, la volatilidad de las posiciones netas se había incrementado, en tanto

³⁷ No tenemos una justificación formal para establecer el tamaño de la muestra en 50, 150 o 100 observaciones; sin embargo, esto es irrelevante para nuestro trabajo en la medida en que nuestra intención es mostrar la existencia de una relación estadísticamente significativa entre las variables en cuestión, la cual no se ha mantenido constante en el periodo bajo estudio.

Gráfica 6. Respuesta del tipo de cambio a las variaciones en las posiciones netas

(Resultados de las regresiones recursivas, 5/enero/1999-1/noviembre/2005)



Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

que la volatilidad del tipo de cambio se había mantenido relativamente estable. En otras palabras, la evidencia sugiere que a medida que el mercado de futuros del peso en el CME se ha profundizado, una variación en las posiciones netas del peso de una magnitud determinada ha estado asociada con una respuesta cada vez menor del tipo de cambio; o bien, que para inducir una variación de determinada magnitud en el tipo de cambio se requiere una variación cada vez mayor en las posiciones netas del peso en el CME.

En cuanto a los coeficientes estimados del cambio en el diferencial de las tasas de interés, no todos resultaron estadísticamente distintos de cero a los niveles de confianza estándar. En particular, el total de coeficientes que no resultaron estadísticamente distintos de cero (de un total de 208 coeficientes estimados para los distintos tamaños de muestra) alcanza los 135 en el caso de la muestra de 50 observaciones, y 40 y 20 coeficientes en las muestras de 100 y 150 observaciones, respectivamente. Otra característica importante que presenta el coeficiente del cambio en el diferencial de las tasas de interés es que, a diferencia del coeficiente del cambio en posiciones netas, éste no presenta una

tendencia definida, aumentando en unos periodos y disminuyendo en otros. El valor promedio del coeficiente estimado del cambio en el diferencial de las tasas de interés fue de 0.36 en el caso de la muestra de 50 observaciones, de 0.49 en el caso de la muestra de 100 observaciones y de 0.42 en el caso de la muestra de 150 observaciones.

Debemos destacar que, en nuestras estimaciones, el R^2 de las regresiones recursivas fluctuó alrededor de 50%, mientras que el estadístico t de Student indicó, en general, que los coeficientes de las posiciones netas en el proceso recursivo resultaban estadísticamente distintos de cero a un nivel de confianza de 99%. Ambos estadísticos sugieren, a su vez, que la fuerte relación entre las dos variables se ha mantenido, a pesar de la reducción del coeficiente y del crecimiento registrado por el mercado. De igual forma que con las estimaciones para todo el periodo, los resultados de las estimaciones recursivas tampoco revelaron problemas de autocorrelación.

Conviene señalar también que los resultados de las regresiones recursivas revelan que para la mayor parte del periodo analizado los coeficientes del cambio en posiciones netas de las muestras con 50 observaciones resultaron menores, en términos absolutos, a los coeficientes estimados con las muestras de 100 y 150 observaciones. Los coeficientes de las muestras más pequeñas registraron también una mayor volatilidad, en comparación con aquellos que se obtuvieron con muestras más grandes.

Otra observación que debemos destacar de la gráfica 6 es que la reducción del coeficiente de posiciones netas (en términos absolutos) ha sido más acelerada en algunos periodos que en otros. Por ejemplo, se observa una reducción más pronunciada en los coeficientes correspondientes a finales de 2001 y principios de 2002, y también para los correspondientes a los primeros nueve meses de 2004. Lo anterior implica que en dichos periodos debieron darse cambios importantes en el tamaño del mercado de futuros del peso.

Estos resultados, que están en línea con los resultados de las pruebas de CUSUM al cuadrado, de residuales recursivos y de Chow (1960), apoyan la hipótesis de que el crecimiento del mercado ha resultado en una reducción de dicho coeficiente en el periodo en cuestión.

III.2. El potencial problema de simultaneidad entre el cambio porcentual del tipo de cambio y el cambio en posiciones netas de los especuladores

Los modelos que hacen uso del cambio en las posiciones netas para explicar los movimientos del tipo de cambio son criticados por la posible existencia de simultaneidad entre estas dos variables. Los críticos argumentan que no sólo los movimientos en las posiciones netas provocan movimientos en el tipo de cambio, sino que también puede existir una relación en sentido contrario, ya que es factible que los especuladores, antes de tomar una posición larga o corta en el mercado de futuros, observen el nivel y la tendencia del tipo de cambio y empleen dicha información para tomar su decisión. Por tanto, de existir una relación simultánea entre ambas variables, los coeficientes que resultaran de la regresión entre ellas estarían sesgados.

Por lo anterior, junto con el análisis de regresiones recursivas realizamos pruebas de causalidad de Granger, a fin de determinar si los valores pasados de las variaciones en el tipo de cambio agregan o no información estadísticamente significativa a los cambios actuales en las posiciones netas. Con ello verificamos si el modelo utilizado para las regresiones recursivas se está especificando correctamente.

La prueba de Granger consiste en estimar, de manera simultánea, un sistema de dos ecuaciones para dos variables. En la primera ecuación la variación actual en el tipo de cambio se expresa en función de variaciones pasadas, tanto del tipo de cambio como de las posiciones netas de los especuladores. En la segunda ecuación se hace una especificación idéntica, pero utilizando como variable dependiente las variaciones en posiciones netas. Como resultado, se obtiene el siguiente sistema de dos ecuaciones:

$$\Delta f x_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta f x_{t-1} + \alpha_2 \Delta f x_{t-2} + \dots + \alpha_L \Delta f x_{t-L} + \beta_1 \Delta s p_{t-1} + \beta_2 \Delta s p_{t-2} + \dots + \beta_L \Delta s p_{t-L} + v_t$$

$$\Delta s p_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta s p_{t-1} + \alpha_2 \Delta s p_{t-2} + \dots + \alpha_L \Delta s p_{t-L} + \beta_1 \Delta f x_{t-1} + \beta_2 \Delta f x_{t-2} + \dots + \beta_L \Delta f x_{t-L} + \varepsilon_t,$$

donde $\Delta f x_t$ representa las variaciones porcentuales en el tipo de cambio y $\Delta s p_t$ es el cambio en las posiciones netas de los especuladores. El subíndice t especifica la semana a la que corresponden las observaciones, en tanto que el subíndice L indica el número de rezagos.

Las regresiones se efectúan con todos los pares posibles de Δsp y Δfx . Posteriormente, se calcula el estadístico F para la siguiente hipótesis conjunta:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_L = 0,$$

la cual establece que las variaciones en las posiciones netas no causan, en sentido de Granger, las variaciones en el tipo de cambio en la primera ecuación, y que las variaciones en el tipo de cambio no causan, en el sentido de Granger, los cambios en posiciones netas en la segunda ecuación.³⁸

Tradicionalmente, se recomienda utilizar muchos rezagos para poder analizar la relevancia de toda la información pasada, pero por otro lado, el número de rezagos tiene que corresponder al sentido común sobre el mayor periodo durante el cual se cree que una variable pueda ayudar en la predicción de la otra. Dado que estamos analizando la relación de corto plazo entre dos variables tan volátiles como las posiciones netas y el tipo de cambio, se consideró un solo rezago.³⁹

En general, los resultados de las pruebas no revelaron una relación causal en ninguno de los sentidos. En todo caso, predominó la relación causal en dirección de las posiciones netas hacia el tipo de cambio, en tanto que no hubo ningún resultado que reflejara la relación en el otro sentido. Lo anterior apoya la especificación de nuestro modelo, el cual considera las posiciones netas como variable exógena. El cuadro 7 presenta los resultados de las pruebas de causalidad de Granger (con un rezago) de 18 estimaciones para cada uno de los tres tamaños de muestra. Se aprecia que en general las variaciones en las posiciones netas no son “causadas”, en el sentido de Granger, por las variaciones en el tipo de cambio. Sin embargo, por otra parte se observa que en algunas muestras la causalidad sí va de las variaciones en las posiciones netas a las variaciones porcentuales en el tipo de cambio. Evans y Lyons (2004b) nos ofrecen la siguiente explicación sobre por qué tiene más sentido que observemos esta relación de posiciones netas hacia el tipo de cambio:

³⁸ Al decir que las variaciones en las posiciones netas causan, en el sentido de Granger, las variaciones en el tipo de cambio, no implica que la segunda variable sea, en efecto, un resultado de la primera, sino que la variación en la primera variable se dio antes que en la segunda. Por lo tanto, algunos autores sugieren que las pruebas de Granger no son pruebas de causalidad, sino de precedencia. Véase Hoover (1988).

³⁹ Al incluir más rezagos en la prueba de Granger, éstos no resultaban significativos.

A pesar de que la causalidad entre las posiciones netas y el tipo de cambio actúa en ambos sentidos, existe un consenso de que los movimientos predominantemente van de posiciones netas hacia el tipo de cambio, por lo menos en los mercados más grandes. Este consenso se basa en dos hechos básicos. El primero es que los efectos del flujo de órdenes sobre el tipo de cambio pueden observarse y son significativos; no hay nadie que diga que las posiciones netas no afectan los precios de las divisas, y que la causalidad sea exclusivamente del tipo de cambio a las posiciones netas. También debe ser cierto que los movimientos en el precio de la divisa que no se deben al flujo de órdenes son relativamente pequeños, en comparación con aquellos que se deben a él. Este hecho está respaldado por un segundo consenso, a saber, que los modelos alternativos, donde los precios se suponen en función directa de la información pública, explican una proporción muy pequeña de las variaciones en el tipo de cambio (menos de 5%) (Evans y Lyons, 2004b, traducción de los autores).

IV. Conclusiones

En este trabajo aplicamos el enfoque de microestructura a fin de estimar la relación entre las variaciones en el tipo de cambio (peso/dólar) y las operaciones con los contratos de futuros del peso mexicano realizadas en el Chicago Mercantile Exchange (CME). Este enfoque, que puede considerarse como complementario a los tradicionales para analizar y evaluar los movimientos del tipo de cambio en el corto plazo, considera que las variaciones en las posiciones netas de los especuladores en un mercado de contratos de futuros representan una variable de tendencia que asimila información, tanto pública como privada, útil para explicar variaciones de corto plazo en el tipo de cambio.

El trabajo planteó dos hipótesis. La primera fue que el comportamiento de las posiciones netas de los futuros del peso en el CME contribuye a explicar las fluctuaciones del tipo de cambio en México en periodos de una semana. La segunda hipótesis planteó que, para el periodo bajo estudio, el efecto de un cambio determinado en las posiciones netas de los especuladores tiene un impacto cada vez menor sobre las fluctuaciones del tipo de cambio, en la medida en que el mercado de futuros del peso se ha ido profundizando.

Empleando información semanal para el periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005, las estimaciones realizadas en este trabajo no recha-

Cuadro 6. Pruebas de causalidad “Granger”
Estadístico F correspondiente a cada décima estimación

Periodo	Hipótesis nula	Tamaño de la muestra					
		50	Prob.	100	Prob.	150	Prob.
11/13/2001	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	3.61 0.8	0.06 0.38	2.52 0.05	0.12 0.83	2.93 0.02	0.09 0.90
1/22/2002	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	1.24 1.01	0.27 0.32	2.89 0.38	0.09 0.54	2.02 0.77	0.16 0.38
4/2/2002	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	1.53 1.52	0.22 0.22	2.56 0.65	0.11 0.42	2.42 1.14	0.12 0.29
6/11/2002	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	3.92 0.32	0.05 0.58	8.93 0.92	0 0.34	5.17 0.08	0.02 0.78
8/20/2002	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	3.26 0.52	0.08 0.47	6.33 1.26	0.01 0.27	4.3 0.24	0.04 0.62
10/29/2002	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	1.45 0.06	0.23 0.81	3.96 0.61	0.05 0.43	3.53 0.02	0.06 0.89
1/7/2003	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	1.24 0.02	0.27 0.9	1.89 0.4	0.17 0.53	3.14 0.08	0.08 0.78
3/18/2003	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.79 0.14	0.38 0.71	2.23 0.14	0.14 0.71	3.25 0.04	0.07 0.85
5/27/2003	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	2.04 0	0.16 0.95	5.34 0.02	0.02 0.9	7.84 0.25	0.01 0.62
8/5/2003	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.93 0.23	0.34 0.63	2.67 0.09	0.11 0.76	3.73 0.01	0.06 0.92

Cuadro 6. Conclusión

10/14/2003	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.23 0.01	0.63 0.91	1.41 0	0.24 0.96	2.41 0.13	0.12 0.72
12/22/2003	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.02 0.04	0.9 0.85	0.55 0	0.46 0.99	0.75 0.22	0.39 0.64
3/2/2004	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.24 0.01	0.63 0.93	1.15 0.04	0.29 0.84	1.68 0.03	0.2 0.87
5/11/2004	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.16 0.16	0.69 0.69	0.73 0.05	0.39 0.82	1.89 0.01	0.17 0.93
7/20/2004	ΔPN no causa en sentido de Granger a T de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.5 1.16	0.48 0.29	0.03 0.07	0.87 0.8	0.28 0.3	0.59 0.59
9/28/2004	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.44 0.79	0.51 0.38	0.16 0.08	0.69 0.77	0 0.18	0.97 0.67
12/7/2004	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.04 0.42	0.84 0.52	0.01 0.02	0.93 0.9	0.21 0.02	0.65 0.88
2/15/2005	ΔPN no causa en sentido de Granger a ΔT de C ΔT de C no causa en sentido de Granger a ΔPN	0.07 0.43	0.8 0.52	0.04 0.23	0.85 0.63	0.02 0.22	0.88 0.64
<i>Significativos a nivel de 0.05</i>		1		4		3	
<i>Significativos a nivel de 0.10</i>		3		5		8	

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

zan las hipótesis planteadas. En primer lugar, se encontró evidencia de una relación negativa y estadísticamente significativa entre los cambios en las posiciones netas del peso en el CME y los cambios porcentuales en el tipo de cambio para el periodo en cuestión. Posteriormente se aplicó un procedimiento de regresiones recursivas, donde se mostró cómo los valores absolutos de los coeficientes que miden el impacto de las posiciones netas sobre los cambios porcentuales en el tipo de cambio han caído en los últimos años.

Nuestro análisis de regresiones recursivas sugiere, por tanto, que quienes deseen realizar ejercicios de predicción para la paridad peso/dólar con una ventana semanal, empleando el enfoque de microestructura, deben considerar que la sensibilidad del tipo de cambio ante las variaciones en las posiciones netas ha venido cayendo en los últimos años. En otras palabras, si se pretende estimar “intervalos de confianza” para los niveles del tipo de cambio en un horizonte de corto plazo, es importante considerar el hecho de que la relación entre el tipo de cambio y las posiciones netas no ha sido constante en los últimos años.

Nuestro trabajo, evidentemente, es susceptible de ser mejorado. Por ejemplo, resulta de interés investigar qué factores provocan el crecimiento del mercado de contratos de futuros sobre el peso mexicano en el CME. De acuerdo con la evidencia presentada aquí, este mercado ha crecido de manera notable en fechas recientes, pero en este trabajo no nos preocupamos por investigar por qué está creciendo; más aún, queda la interrogante sobre en qué momento dicho mercado pudiera dejar de crecer, o incluso, si éste pudiera revertir su tamaño. Dicho de otro modo, podría intentarse responder la pregunta de si existe o no margen para que el coeficiente de posiciones netas siga cayendo; y si puede seguir cayendo, hasta qué punto podría hacerlo. Asimismo, convendría investigar si la estabilidad macroeconómica ejerce un efecto sobre el tamaño de estos mercados; por ejemplo, comparando la evolución de esta relación en el caso de los contratos de futuros del peso mexicano, con la observada en mercados de contratos de futuros de monedas más estables, como pudieran ser las de economías desarrolladas.⁴⁰

Finalmente, debemos reconocer que si bien el enfoque de microestructura ha contribuido a mejorar nuestro entendimiento de los determinantes de los movimientos de alta frecuencia del tipo de cambio, también es cierto que no resulta del todo satisfactorio ya que, como lo

⁴⁰ Esta sugerencia provino de un dictaminador anónimo de nuestro trabajo.

indican Andersen *et al.* (2003), no muestra con claridad cuáles son los determinantes del flujo de órdenes (en nuestro caso, de las posiciones netas). En este sentido, y como lo indican estos autores, resultaría conveniente investigar, por ejemplo, si existe una conexión entre la revelación de noticias, los cambios en las posiciones netas de los especuladores y los movimientos del tipo de cambio.

Anexo 1. Las pruebas de raíces unitarias

Uno de los supuestos básicos para aplicar el modelo de mínimos cuadrados ordinarios es que las variables sean estacionarias. Una serie de tiempo Y_t es estacionaria si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos periodos de tiempo depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos, y no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza. Si denominamos como Y_t a una serie de tiempo estacionaria, las propiedades señaladas anteriormente pueden expresarse de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{Media:} & E(Y_t) = \mu \\ \text{Varianza:} & \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \\ \text{Covarianza:} & \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \end{aligned}$$

Para averiguar si las series de tiempo de los cambios porcentuales semanales del tipo de cambio, los cambios semanales en las posiciones netas y los cambios semanales en el diferencial de las tasas de interés son estacionarias, realizamos la prueba de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada y la prueba de Phillips-Perron.

Para cada una de las series se consideraron tres posibles especificaciones:

$$\begin{aligned} \text{Sin constante y sin tendencia:} & \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \\ \text{Con constante:} & \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \\ \text{Con constante y tendencia:} & \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t, \end{aligned}$$

donde “ δ ” es el operador de primeras diferencias. Las pruebas contrastan la hipótesis nula de que la serie bajo análisis tiene una raíz unitaria, es decir que “ δ ” no es significativamente distinto de cero. Los resultados de las pruebas se presentan a continuación.⁴¹

⁴¹ Para exposiciones básicas sobre pruebas de raíces unitarias véanse Gujarati (1999) y Kennedy (2004).

Cuadro A1.1. Resultados de las pruebas de raíces unitarias

<i>Dickey Fuller</i>				
<i>Estadístico t</i>	<i>Especificación</i>	<i>1%</i>	<i>R²</i>	<i>D-W</i>
Δf_x				
-20.1973	Nada	**	0.5339	1.9918
-20.1852	Const.	**	0.5344	1.9917
-20.1643	Const. y tend.	**	0.5346	1.9917
Δsp				
-11.8258	Nada	**	0.4065	1.9452
-11.8197	Const.	**	0.4068	1.9458
-11.8184	Const. y tend.	**	0.4073	1.9472
$\Delta(i_t - i_t^*)$				
-23.6407	Nada	**	0.6109	2.0287
-23.7554	Const.	**	0.6138	2.0347
-23.9664	Const. y tend.	**	0.6187	2.0446
<i>Phillips-Perron</i>				
<i>Estadístico t</i>	<i>Especificación</i>	<i>1%</i>	<i>R²</i>	<i>D-W</i>
Δf_x				
-20.2591	Nada	**	0.5339	1.9918
-20.2502	Const.	**	0.5344	1.9916
-20.2321	Const. y tend.	**	0.5346	1.9917
Δsp				
-14.7612	Nada	**	0.3685	1.8586
-14.8704	Const.	**	0.3687	1.8589
-15.1335	Const. y tend.	**	0.3690	1.8599
$\Delta(i_t - i_t^*)$				
-24.1782	Nada	**	0.6109	2.0287
-24.1780	Const.	**	0.6138	2.0347
-24.8884	Const. y tend.	**	0.6186	2.0446

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

Los estadísticos t presentados en el cuadro A1.1 exceden los valores críticos, indicando que el coeficiente “ δ ” es significativamente distinto de cero a un nivel de confianza de 99%, para las tres formas especificadas. Esto significa que las series de tiempo de los cambios porcentuales semanales en el tipo de cambio, los cambios semanales en posiciones netas y los cambios semanales en el diferencial de las tasas de interés son estacionarias.

Anexo 2. Las pruebas de causalidad de Granger

Las pruebas de causalidad de Granger *para todo el periodo* no revelan evidencia de una causalidad de las variaciones porcentuales semanales en el tipo de cambio a las variaciones semanales en las posiciones netas, o viceversa; aunque el cambio en el diferencial de tasas de interés sí es precedido, en el sentido de Granger, por las variaciones en el tipo de cambio. Este último resultado, no obstante, pudiera estar capturando el hecho de que los agentes están reaccionando con anticipación a los cambios en el diferencial de tasas de interés, sin que esto quiera decir que los cambios en el tipo de cambio determinen el movimiento de las tasas (al respecto, véase, por ejemplo, Engel y West 2005).

Cuadro A2.1. Resultados de las pruebas de causalidad de Granger 5/enero/1999-1/noviembre/2005

Pairwise Granger Causality Tests

Lags: 2

<i>Null Hypothesis:</i>	<i>Obs</i>	<i>F-Statistic</i>	<i>Probability</i>
$\Delta f x_t$ no causa en sentido de Granger a $\Delta s p_t$	357	1.69065	0.18589
$\Delta s p_t$ no causa en sentido de Granger a $\Delta f x_t$		0.13975	0.86962
$\Delta f x_t$ no causa en sentido de Granger a $\Delta(i_t - i_t^*)$	357	8.54685	0.00024
$\Delta(i_t - i_t^*)$ no causa en sentido de Granger a $\Delta f x_t$		2.03509	0.13220

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

Anexo 3. Heteroscedasticidad

El supuesto de *homoscedasticidad* de las varianzas de los residuales es clave para que el estimador de mínimos cuadrados ordinarios sea el mejor estimador lineal insesgado (*best linear unbiased estimator*). Este supuesto establece que dados los valores de las variables exógenas, la varianza del residual, u_i , es la misma para todas las observaciones. Simbólicamente, este supuesto se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}\text{Var}(u_i | \Delta sp_{i_t}, \Delta(i_t - i_t^*)) &= E[u_i - E(u_i) | \Delta sp_{i_t}, \Delta(i_t - i_t^*)]^2 \\ &= E(u_i^2 | \Delta sp_{i_t}, \Delta(i_t - i_t^*)) \\ &= \sigma^2\end{aligned}$$

Esto es, la varianza de u_i para los distintos valores de nuestras variables exógenas (la varianza condicional de u_i) es algún número positivo constante igual a σ^2 . Planteado de otra forma, este supuesto significa que las poblaciones de los cambios en el tipo de cambio, ΔFX , correspondientes a diversos valores de variaciones en posiciones netas de los especuladores y en el diferencial de tasas de interés, tienen la misma varianza.

Si la varianza condicional de ΔFX no es constante, entonces enfrentamos el problema de *heteroscedasticidad*, esto es:

$$\text{Var}(u_i | \Delta sp_{i_t}, \Delta(i_t - i_t^*)) = \sigma_{i_t}^2,$$

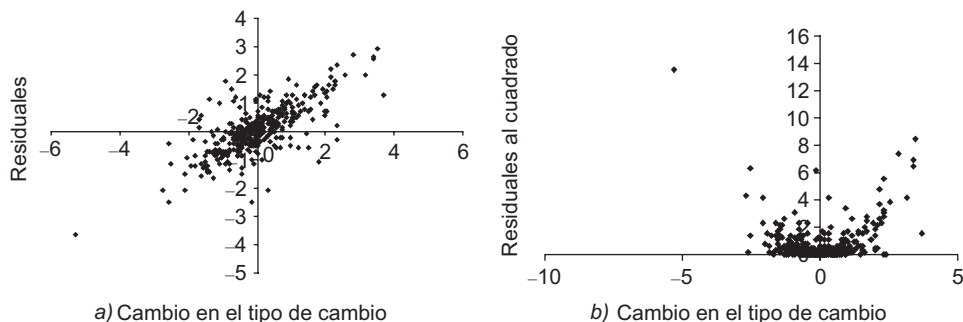
donde el subíndice i indica que la varianza poblacional de ΔFX no es constante.

En general, los problemas de *heteroscedasticidad* se observan más en datos de corte transversal; rara vez en series de tiempo.

En la gráfica A3.1(a) se muestra la relación entre el cuadrado de los residuales de la regresión y los valores de las variaciones semanales en el tipo de cambio, correspondientes al periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005. La gráfica A3.1 (b) ilustra la relación entre los niveles de los residuales y los cambios en el tipo de cambio.

Tanto la gráfica A3.1(a) como la A3.1(b) revelan que mayores variaciones en el tipo de cambio están asociadas con mayores términos del error, lo cual indica que la varianza del error no es constante, sino que es mayor a medida que aumenta la variación porcentual en el tipo

Gráfica A3.1. Relación entre los términos del error y variaciones % en el tipo de cambio
5/enero/1999-1/noviembre/2005



Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

de cambio. Esto significa que el modelo presenta problemas de *heteroscedasticidad*.

Adicionalmente, se realizó la prueba de *heteroscedasticidad* de White (1980) y la prueba de Newey-West (1987), ambas para el periodo 5/enero/1999-1/noviembre/2005 (véase el cuadro A3.1). El estadístico F de la prueba de White indica que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de *heteroscedasticidad* en el modelo, a un nivel de confianza de 99%. En las pruebas de Newey-West, que consisten en la regresión de los cuadrados de los residuales contra las variables del modelo en sus niveles y sus cuadrados, también se rechazó la hipótesis nula de ausencia de *heteroscedasticidad* en el modelo, a un nivel de confianza de 90%, dada la magnitud del estadístico t del cuadrado de los cambios en las posiciones netas.

Los resultados de las pruebas indican que la varianza de los errores no es constante y, por tanto, no se cumple con el supuesto de *homoscedasticidad*. Esto implica que el coeficiente estimado de los cambios en las posiciones netas no es el de mínima varianza. Para corregir el problema de *heteroscedasticidad* en el modelo proseguimos con las correcciones propuestas por White (1980) y Newey-West (1987). Dichos resultados se presentan en el cuadro 5.

Cuadro A 3.1. Resultados de las pruebas de heteroscedasticidad 5/enero/1999-1/noviembre/2005

Prueba de Heteroscedasticidad de White				
H_0 : Ausencia de heteroscedasticidad				
Estadístico F	4.216090	Probabilidad	0.002396	
Obs* R^2	16.32193	Probabilidad	0.002616	
Prueba de heteroscedasticidad de Newey-West				
(Newey-West HAC errores estándar & covarianza, rezagos = 5)				
H_0 : Ausencia de heteroscedasticidad				
Ecuación en prueba:				
Variable dependiente: u_i^2				
Método: Mínimos cuadrados				
Número de observaciones: 357				
Variable	Coeficiente	Error est.	Estad. $-t$	Prob.
Constante	0.6113	0.0858	7.1210	0.0000
$\Delta sp_{i,,2}$	-0.3759	0.1894	-1.9842	0.0480
$\Delta sp_{i,,2}$	0.4839	0.3192	1.5157	0.1305
$\Delta(i_t - i_t^*)$	-0.0308	0.1245	-0.2477	0.8045
$\Delta(i_t - i_t^*)^2$	0.1052	0.0729	1.4421	0.1502
R^2	0.0457			
Estad. F	4.2161			
Estad.				
Durbin-Watson	2.0218			

Fuente: Estimaciones propias con datos de CFTC y Banco de México.

Referencias bibliográficas

- Andersen, T., T. Bollerslev, F. Diebold y C. Vega (2003), "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange", *The American Economic Review*, vol. 93, núm. 1, marzo, pp. 38-62.
- Cheung, Y. y M. Chinn (1998), "Macroeconomic Implications of the Beliefs and Behavior of Foreign Exchange Traders", manuscrito, U. C. Santa Cruz, noviembre.
- Chow, G. (1960), "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, vol. 28, pp. 591-605.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, núm. 6, diciembre, pp. 1161-1176.

- Engel, C. y K. West (2005), "Exchange Rates and Fundamentals", *Journal of Political Economy*, vol. 113, núm. 3, junio, pp. 485-517.
- Evans, M. y R. Lyons (1999), *Order Flow and Exchange Rates Dynamics*, NBER Working Paper # 7317, Cambridge, Mass.
- (2004a), *A New Micromodel of Exchange Rate Dynamics*, NBER Working Paper #10379, Cambridge, Mass.
- (2004b), "Frequently Asked Questions About the Micro Approach to FX", documento en Internet: <http://faculty.haas.berkeley.edu/lyons>.
- Frankel, J. (1981), *Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination*, NBER Summer Institute Paper 80-7, Cambridge, Mass.
- Frankel, J. y A. Rose (1994), *A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates*, NBER Working Paper # 4865, Cambridge, Mass.
- Gujarati, D. (1999), *Econometría*, 3a. ed., Nueva York, McGraw-Hill.
- Harberger, A. (1985), "Economic Adjustment and the Real Exchange Rate", en S. Ahmed y S. Edwards (eds.), *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*, Chicago, Ill., The University of Chicago Press.
- (1989), "Applications of Real Exchange Rate Analysis", *Contemporary Policy Issues*, vol. 7, abril, pp. 1-25.
- Hoover, K. (1988), *The New Classical Macroeconomics*, Cambridge, Mass., Blackwell Publishers.
- Isard, P. (1995), *Exchange Rate Economics*, Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press.
- Kennedy, P. (2004), *A Guide to Econometrics*, 5a. ed., Cambridge, Mass., MIT Press.
- Klitgaard, T. y L. Weir (2004), "Exchange Rates Changes and Net Position of Speculators in the Futures Market", *FRBNY Economic Policy Review*, vol. 10, núm. 1, mayo, pp. 17-28.
- Lyons, R. (1995), "Test of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market", *Journal of Financial Economics*, vol. 39, junio, pp. 321-351.
- (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- (2003), "Explaining and Forecasting Exchange Rates with Order Flows", *Economie Internationale*, vol. 96, junio, pp. 107-127.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, núm. 2, febrero, pp. 3-24.
- Newey, W. y K. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-708.

- Sarno, L. y M. Taylor (2001), "The Microstructure of the Foreign Exchange Market: A Selective Survey of the Literature", *Princeton Studies in International Economics*, vol. 89, abril.
- Snell, A. e I. Tonks (1995), "Determinants of Price Quote Revisions on the London Stock Exchange", *Economic Journal*, vol. 105, núm. 1, enero, pp. 55-73.
- Varian, H. (2004), "Exchange Rates the Economy", *The New York Times*, 3 de junio.
- Vitale, P. (1998), "Two Months in the Life of Several Gilt-edged Market Makers on the London Stock Exchange", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 8, núm. 3, diciembre, pp. 299-324.
- Vitale, P. (2003), "New Exchange Rate Economics", documento en Internet en: <http://www.unich.it/vitale/NewMMAtoFX4.pdf>.
- White, H. (1980), "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838.
- Wright, J. (2003), *Bayesian Model Averaging of Exchange Rate Forecasts*, International Finance Discussion Papers #779, Board of Governors of the Federal Reserve System, septiembre.
- Zivot, E. (1997), "Cointegration and Forward and Spot Exchange Rate Regressions", Department of Economics, University of Washington, documento en Internet en: <http://weber.u.washington.edu/~ezivot/homepage.htm>.